

FLEXIBILIDADE DO MERCADO DE TRABALHO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE SEGMENTOS SOCIOECONÔMICOS NO BRASIL (2002-2009)¹

Arthur Simão Pereira da Silva²

Sandro Eduardo Monsueto³

Alexandre Alves Porsse⁴

Este artigo se propõe a examinar o grau de flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período 2002-2009. O método utilizado é o modelo econométrico conhecido como “curva de salário”, desenvolvido por Blanchflower e Oswald (1994a) e aperfeiçoado por Card (1995). Para obter um indicador de flexibilidade desagregado testa-se a significância da curva de salário para segmentos distintos do mercado de trabalho. As estimativas mostram que este método é capaz de fornecer indicadores agregados e desagregados de flexibilidade salarial para diferentes segmentos do mercado de trabalho brasileiro.

Palavras-chave: flexibilidade salarial; curva de salário; segmentação.

JEL: J30; J42; J64.

1 INTRODUÇÃO

Sob o ponto de vista macroeconômico, todo e qualquer sistema econômico está sujeito a choques que incidem sobre a oferta e a demanda, podendo alterar tanto a produtividade quanto a oferta relativa dos fatores. Sendo um sistema aberto, este está suscetível aos choques externos que distorcem a estrutura de preços relativos, como choques do petróleo e flutuações cambiais. De outra forma, os choques observados podem ser provocados por políticas de governo, como políticas cambial e salarial, proteção tarifária e controle de preços, que incidem sobre a oferta, enquanto no lado da demanda agregada são recorrentes os choques de políticas monetária e fiscal.

No mercado de trabalho, choques negativos tendem a elevar o desemprego e reduzir os salários, enquanto choques positivos têm efeito contrário. Sendo assim, é de total interesse do *policymaker* mensurar o impacto destes fenômenos sobre a economia; contudo, é uma difícil tarefa prever como firmas e trabalhadores irão se comportar diante de alterações na estrutura produtiva. Esta dificuldade está relacionada não apenas à natureza e à magnitude dos choques, mas também às características

1. Os autores agradecem a colaboração de Paulo de Martino Jannuzzi e os comentários de Luiz Alberto Esteves e do parecerista anônimo. Eventuais erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

2. Doutorando em economia do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR) e bolsista de Desenvolvimento Tecnológico Industrial do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Goiás (PPE/UFG).

4. Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR).

dos segmentos que compõem o mercado de trabalho. Uma dessas características, o grau de flexibilidade, interfere diretamente nos efeitos observados e pode gerar percepções equivocadas.

Conforme Barros e Mendonça (1997), o crescimento repentino da taxa de desemprego pode ser o resultado tanto de um pequeno choque em um mercado pouco flexível, quanto de um choque maior em um mercado bastante flexível. Com base nestes autores, o grau de flexibilidade de um mercado pode ser definido basicamente como a capacidade de preços e de quantidades transacionados se ajustarem rapidamente a choques nas curvas de oferta e de demanda. Assim, no mercado de trabalho o grau de flexibilidade salarial pode ser assumido como a capacidade de curto prazo dos salários se ajustarem após a incidência de choques econômicos.

Na teoria econômica clássica a hipótese de perfeita flexibilidade dos preços e dos salários é a regra geral dos mercados, enquanto para Keynes o caso mais comum é o de rigidez, sendo a flexibilidade salarial apenas uma hipótese de trabalho. Mas antes de se aprofundar neste debate e de apontar as possíveis causas e consequências de baixos ou elevados graus de flexibilidade, torna-se necessário desenvolver um indicador capaz de mensurá-los. Este indicador é encontrado na literatura por meio do modelo microeconômico chamado “curva de salário”, desenvolvido por Blanchflower e Oswald (1990; 1994a; 1994b; 1995).

O modelo básico da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1990) utilizado para microdados dos Estados Unidos e do Reino Unido consiste na regressão dos salários reais contra a taxa de desemprego local, incluindo o controle de efeitos fixos regionais. Segundo os autores, esta formulação é capaz de demonstrar que os lugares que possuem elevadas taxas de desemprego são aqueles que apresentam menores salários, indicando uma relação negativa entre salário real e desemprego local. Esta mesma relação foi verificada por diferentes autores em mais de quarenta países nas últimas décadas (Blanchflower e Oswald, 2005).

No Brasil, entre os estudos que utilizam essa metodologia, os resultados têm reforçado as evidências de que, em geral, este país apresenta um grau de flexibilidade salarial elevado e semelhante ao de alguns países desenvolvidos. Embora ainda sejam incipientes os trabalhos empíricos com estimativas desagregadas no Brasil, existem dois resultados que se contrapõem. Enquanto Garcia (2002) verifica um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, Barros e Mendonça (1997) observam uma tendência de maior flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Sabe-se, por meio da vasta literatura de equações salariais, que educação e salário estão diretamente relacionados. Em razão disso, um objetivo central deste estudo é verificar se a relação expressa pela curva de salário é capaz de fornecer medidas desagregadas de flexibilidade para segmentos ocupacionais do mercado de trabalho que têm em comum níveis altos, médios e baixos de educação e de salários.

Dessa forma, será utilizada uma segmentação de acordo com a classificação socio-ocupacional proposta por Jannuzzi (2000), desenvolvida a partir de uma escala socioeconômica de indicadores educacionais e salariais que permite reunir, em um mesmo segmento, os trabalhadores das ocupações que têm em comum maior educação e maior salário. Ao todo são cinco segmentos estabelecidos: alto, médio-alto, médio, médio-baixo e baixo. Na extremidade superior da escala está o segmento “alto”, com ocupações de mais alta escolaridade e rendimento, enquanto na extremidade inferior está o segmento “baixo”, com ocupações de baixa escolaridade e rendimento.

A partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2002 a 2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o objetivo deste estudo é verificar se os salários dos trabalhadores nos segmentos inferiores são mais sensíveis ao desemprego e, de forma inversa, se nos segmentos superiores os salários possuem uma sensibilidade menor à taxa de desemprego.

Uma contribuição adicional deste artigo é a estimação da curva de salário para o Brasil com correções de Heckman (1979) para problemas de viés de seleção, utilizando um painel dinâmico pelo método dos momentos generalizados – em inglês *generalized method of moments* (GMM) –, com base em Arellano e Bond (1991), para lidar com eventuais problemas de endogeneidade entre salário e desemprego. Estas correções se tornam ainda mais relevantes, uma vez que não são abordadas conjuntamente em estudos anteriores sobre o tema no Brasil.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2 são descritas algumas abordagens teóricas e empíricas sobre a relação entre salário e desemprego, além de estudos sobre a curva de salário para o Brasil. Na seção 3 é feita a descrição dos dados e da metodologia convencional do modelo, seus problemas econométricos, as correções sugeridas por Card (1995) e um método alternativo baseado em Arellano e Bond (1991), além da proposta de classificação socio-ocupacional de Jannuzzi (2000). Em seguida, a seção 4 traz os resultados e as discussões e, por fim, na seção 5 são expostas as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

No livro *The wage curve*, Blanchflower e Oswald (1994a) reúnem uma extensa base de dados internacionais com taxas de desemprego locais e salários reais para estimar curvas de salário em diferentes países, por meio do *international social survey program* (ISSP), do *current population surveys* (CPS) e do *general household survey* (GHS) em diferentes períodos da segunda metade do século XX.

O modelo básico consiste em regressões *duplo-log* dos salários reais em função da taxa de desemprego desagregada por regiões, controlando efeitos fixos regionais e características individuais. Em geral, para países como Estados Unidos,

Grã-Bretanha, Canadá e Noruega, os coeficientes da elasticidade do salário em função do desemprego são significativos e próximos de $-0,1$, indicando que um aumento de 10% na taxa de desemprego é acompanhado por uma redução de 1%, em média, nos salários nestes países.

Em síntese, esta é a representação de uma situação típica na qual um indivíduo “A” recebe um salário menor do que um indivíduo “B”, sendo que ambos compartilham de características idênticas e das mesmas condições, exceto pelo fato de que o primeiro vive em uma região de maior desemprego. Portanto, a curva de salário é um modelo empírico diferente de outros que fazem parte da teoria econômica já consolidada, como a abordagem clássica, que relaciona salários acima do equilíbrio de mercado com a elevação do nível de desemprego involuntário (Modigliani, 1944), a curva de Phillips e sua relação macroeconômica negativa de variação do salário em função da taxa de desemprego (Phillips, 1958), e a abordagem regional, que defende a relação positiva entre desemprego local e salário permanente (Harris e Todaro, 1970).

Dentro dos moldes estabelecidos pelo modelo clássico, no qual interagem firmas e trabalhadores maximizadores de lucro e de utilidade, na presença de rendimentos marginais decrescentes e de uma relação crescente entre salário real e oferta de trabalho, a hipótese de perfeita flexibilidade garante que a economia se encontre constantemente em equilíbrio, com pleno emprego. Assim, para que ocorra desemprego involuntário é necessária uma situação de desequilíbrio, em que as empresas são obrigadas a pagar um salário acima do equilíbrio de mercado, o que atrai mão de obra em excesso. Tal situação de desequilíbrio pode ser explicada pela presença de rigidez salarial implicando, após um choque, que os salários levem mais tempo para se reajustar e, com isso, o salário do mercado de trabalho com rigidez fica acima do equilíbrio do restante da economia. Este nível de salário atrai um número de trabalhadores além daquele que a firma está disposta a empregar, elevando o nível de desemprego nesse mercado. Neste caso, os salários estão positivamente correlacionados ao desemprego involuntário.

Além da situação provisória descrita, é possível verificar uma condição permanente em que os altos níveis salariais do ambiente urbano estão relacionados a maiores taxas de desemprego, conforme o modelo descrito pela abordagem regional de Harris e Todaro (1970). Esta abordagem tem como base a ideia de diferenciais compensatórios de Adam Smith, aliada à hipótese de perfeita mobilidade dos trabalhadores que agem racionalmente em um modelo de escolha, formando fluxos migratórios do campo (região agrícola) em direção às cidades (região industrial) em busca de melhores empregos e maiores salários.

Enquanto a renda na região agrícola é igual à produtividade marginal do trabalhador, a renda na região industrial é definida por fatores exógenos que estabelecem um piso salarial mais alto. Os trabalhadores que migram para a cidade têm expectativas de receber maiores rendimentos e, por isso, enfrentam o risco maior de desemprego. O diferencial de rendimentos entre as duas localidades se reduz na medida em que a expectativa de ganhos na cidade se equilibra à produtividade marginal no campo, por meio do ajuste entre oferta e demanda. Com o fim da migração, há um equilíbrio com desemprego e salários elevados na cidade. Dessa forma, a persistência de altas taxas de desemprego urbano revela uma situação de estoque no modelo de Harris e Todaro (1970), refletindo uma condição estrutural na qual a taxa de desemprego permanente está positivamente relacionada aos salários permanentes.

Nesse contexto, outra abordagem distinta, a curva de Phillips, é capaz de descrever como a taxa de desemprego se relaciona inversamente à variação dos salários nominais. A formulação original de Phillips (1958) descreve o fato de que em períodos de altas taxas de desemprego existe uma maior oferta relativa de trabalho, o que reduz seu preço, o salário nominal. Já Samuelson e Solow (1960) verificam, nos Estados Unidos de 1900 a 1960, que a curva de Phillips expressa mais adequadamente a relação negativa entre desemprego e elevação do nível geral de preços.

Por sua vez, Friedman (1968) incorpora ao modelo a formação de expectativas inflacionárias por parte dos agentes econômicos, definindo uma “curva de Phillips aumentada pelas expectativas”. Nesta versão, o *trade-off* entre inflação e desemprego é temporário e pode ocorrer somente no curto prazo, pois no longo prazo a expectativa de inflação é igual à inflação atual, já que os agentes, ao perceberem alterações dos seus salários, fazem pressões para que estes sejam reajustados sem perdas reais. Após isso, a taxa de desemprego retorna ao seu nível estrutural, enquanto o nível de preços estabiliza-se em um nível superior ao de antes. Dessa forma, tem-se que a variação no salário nominal está negativamente relacionada à taxa de desemprego temporária.

Se, por um lado, a curva de Phillips (1958) se refere ao processo temporário de ajustamento entre desemprego e variação do salário, por outro lado, a curva de salário descreve o lócus de equilíbrio entre salário e desemprego. No aspecto metodológico, a primeira abordagem demonstra a relação macroeconômica entre a variação dos salários e a taxa de desemprego agregados, estimados em séries temporais, enquanto a segunda representa a relação microeconômica entre o nível de salários e a taxa de desemprego desagregada, estimada com microdados em painel (Blanchflower e Oswald, 1994a).

As diferentes abordagens reunidas nessa revisão estão sintetizadas no quadro 1, que deixa explícito a relação entre as duas variáveis de interesse.

QUADRO 1

Síntese dos modelos

Modelo	Referência	Variáveis	Relação
Clássico	Modigliani (1944)	Salário x desemprego involuntário	Positiva
Abordagem regional	Harris e Todaro (1970)	Salário x desemprego (permanente)	Positiva
Curva de Phillips	Phillips (1958)	Variação do salário x desemprego	Negativa
Curva de salário	Blanchflower e Oswald (1994a)	Salário x desemprego (cíclico)	Negativa

Elaboração dos autores.

Para fundamentar as evidências empíricas da curva de salário, Blanchflower e Oswald (1994a) recorrem aos modelos novo-keynesianos de barganha salarial e de salário-eficiência. Estes modelos descrevem a determinação de preços sob a lógica de mercados imperfeitos e a fixação de salários por meio de negociação ou por estratégia da firma. Assim, o modelo convencional de barganha assume a hipótese de que os trabalhadores possuem margem de barganha na negociação de salários com a firma, por meio de sindicatos. Conforme Blanchflower e Oswald (1994a), elevadas taxas de desemprego reduzem o poder de barganha do trabalhador e dos sindicatos, pois são reduzidas as possibilidades de encontrar outro emprego e obter um maior salário.

Levando-se ainda em consideração que, sob altas taxas de desemprego, os sindicatos têm como prioridade impedir que o trabalhador seja demitido, então a manutenção do emprego será mais importante do que a manutenção do salário. Dessa forma, a taxa de desemprego afeta negativamente os salários dos trabalhadores.

Por sua vez, o modelo de salário-eficiência traz uma explicação distinta, na qual a produtividade do trabalhador depende do seu esforço e este de incentivos salariais. Considerando que para o trabalhador o esforço é penoso, ele tem uma propensão inerente à natureza humana de não querer se esforçar. No entanto, níveis elevados de desemprego atuam como mecanismo de disciplina daqueles que estão empregados, pois elevam o risco de desemprego. Do ponto de vista da firma, o desemprego elevado permite a ela pagar menores salários para obter o mesmo esforço do trabalhador, caso contrário, a firma o demitiria e encontraria com maior facilidade um substituto no mercado de trabalho (Shapiro e Stiglitz, 1984).

2.1 Evidências da curva de salário para o Brasil

Existem poucos trabalhos que estimam curvas de salário para o Brasil. Entre eles estão Barros e Mendonça (1997), que demonstram como a inclinação desta curva pode fornecer um indicador do grau de flexibilidade salarial. A partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 1982 a 1994, do IBGE, são construídos 54 compartimentos *cell means* para o mercado de trabalho conforme idade, educação e região metropolitana do trabalhador. Por meio da elaboração de três

indicadores, os autores estimam a relação entre salário e desemprego para os diferentes compartimentos da amostra e confirmam a existência da curva de salário para o Brasil. Os resultados indicam que o Brasil possui um grau de flexibilidade similar ao dos países industrializados com mais alta flexibilidade salarial. Ainda é detectada uma tendência de que trabalhadores com níveis salariais mais elevados têm maior flexibilidade.

Por sua vez, Garcia (2002) se propõe a explorar para o Brasil os avanços empíricos e metodológicos da literatura internacional utilizando dados das PNADs de 1981 a 1999, por meio da metodologia e das sugestões de Card (1995). Em termos gerais, as regressões *duplo-log* do salário real mensal em função da taxa de desemprego regional confirmam uma relação significativa entre estas variáveis. O autor ainda verifica que os coeficientes de elasticidade do salário em função do desemprego são maiores para os trabalhadores pouco qualificados e menores para os mais qualificados, indicando que estes têm salários menos flexíveis do que aqueles.

De forma complementar e tendo como propósito analisar a influência da taxa de desemprego sobre o rendimento dos trabalhadores rurais e urbanos, Souza e Machado (2004) buscam obter estimativas para as duas localidades separadamente. A denominação “curva de rendimento” no lugar de “curva de salário” é apenas uma forma de explicitar que também são considerados rendimentos fora do conceito de salário. O método utilizado é o mesmo de Card (1995), tendo como fonte de dados as PNADs de 1981 a 1999. No período analisado, as estimativas mostram que a relação entre a taxa de desemprego e os rendimentos dos trabalhadores não é significativa para o mercado de trabalho rural brasileiro. Os autores atribuem este resultado à incipiente presença, no ambiente rural, de relações trabalhistas típicas dos mercados capitalistas urbanos, nos quais as estimativas foram significativas.

Em outro estudo recente, Santolin e Antigo (2009) analisam a importância da flexibilidade dos salários na redução da persistência do desemprego de longo prazo no Brasil. Sob a hipótese de que um elevado grau de flexibilidade deveria minimizar o processo de histerese do desemprego, os autores associam este processo às imperfeições no mercado de trabalho, responsáveis por gerar rigidez dos salários, impedindo que o mercado se ajuste após choques econômicos. Com dados das PNADs de 1997 a 2005 para seis regiões metropolitanas e uma metodologia com painéis dinâmicos, os autores verificam um grau de rigidez salarial maior para o trabalhador formal em comparação ao informal, o que indica que a permanência no desemprego de longo prazo seria menor entre trabalhadores informais.

Em suma, os estudos citados convergem para um consenso no qual a economia brasileira como um todo possui consideráveis níveis de flexibilidade salarial, conforme sintetizado no quadro 2.

QUADRO 2

Resultados agregados aproximados das equações salariais para o Brasil

Autor	Fonte de dados	Método	Variável dependente	α^1
Barros e Mendonça (1997)	PME (1982-1994)	<i>Cell means</i> (indicadores próprios)	Salário mensal	-4 ²
Garcia (2002)	PNAD (1981-1999)	Painel em dois passos (OLS)	Salário-hora	-0,1
Souza e Machado (2004)	PNAD (1981-1999) – região urbana	Painel em dois passos (OLS)	Salário-hora	-0,2
Santolin e Antigo (2009)	PNAD (1997-2005)	Painel dinâmico (GMM)	Salário-hora	-0,1

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ " α " é coeficiente de elasticidade do logaritmo da taxa de desemprego do modelo *duplo-log*.

² Coeficiente da taxa de desemprego do modelo *log-lin*.

Em contraste à proximidade dos resultados obtidos em estimativas agregadas, quando se buscam estimativas desagregadas do grau de flexibilidade, o que se observa são resultados divergentes, guardadas as devidas restrições metodológicas e temporais. Em Garcia (2002, p. 83), por exemplo, “os homens, os brancos, os chefes de família ou mais velhos e os que têm trabalho com carteira assinada, trabalham em tempo integral ou que pertencem a setores mais tradicionais” demonstram uma menor flexibilidade. Já em Santolin e Antigo (2009, p. 21), “os homens, os brancos e os indivíduos mais escolarizados” apresentam maior flexibilidade, enquanto para Barros e Mendonça (1997, p. 20) o grau de flexibilidade é “praticamente invariante com o nível educacional dos trabalhadores”.

Além disso, nos resultados descritos pela literatura, Garcia (2002) encontra um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, ao utilizar a taxa de desemprego geral para quatro grupos, divididos em diferentes níveis de escolaridade (ensinos básico, fundamental, médio e superior). Por sua vez, Barros e Mendonça (1997) encontram uma tendência de menor flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Dessa forma, se salário e educação estão positivamente relacionados, conforme demonstrado por diversos estudos empíricos, então existe uma evidente contradição descrita por meio das equações 1 e 2, em que trabalhadores com maior educação são menos flexíveis, conforme Garcia (2002) e, ao mesmo tempo, trabalhadores com maiores salários tendem a ser mais flexíveis de acordo com Barros e Mendonça (1997).

$$\alpha = f(e), \partial f / \partial e < 0 \text{ à Garcia (2002)} \quad (1)$$

$$\alpha = g(w), \partial g / \partial w > 0 \text{ à Barros e Mendonça (1997)} \quad (2)$$

onde e é igual a educação; w é igual a salário; e α é igual ao grau de flexibilidade salarial.

A partir disso, surge uma questão que será objeto de análise deste estudo, a qual consiste em saber se os indivíduos em ocupações que têm em comum maiores níveis de educação e salário têm salários mais flexíveis ou mais rígidos. Por meio de uma divisão ocupacional do mercado de trabalho, aliada à metodologia da curva de salário proposta por Card (1995), busca-se fornecer algumas respostas. Para tanto, parte-se da hipótese de que a inclinação da curva de salário é uma medida do grau de flexibilidade do mercado de trabalho, conforme Blanchflower e Oswald (1994a).

3 METODOLOGIA

Inicialmente, o método convencional da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994a; 1994b) pode ser especificado da seguinte forma:

$$\ln W_{irt} = \alpha \ln U_{rt} + \beta X_{irt} + d_r + f_t + e_{irt} \quad (3)$$

onde $\ln W_{irt}$ é o logaritmo neperiano do salário do indivíduo i no estado r no período t ; $\ln U_{rt}$ é o logaritmo neperiano da taxa de desemprego no estado r no período t ; X_{irt} é o conjunto de características mensuráveis (como idade, cor, sexo, educação) do indivíduo i no estado r no período t ; d_r e f_t são as *dummies* de estado e de tempo, respectivamente; e e_{irt} é o termo residual.

Na curva de salário, tal como apresentada na equação (3), o coeficiente α representa a elasticidade da taxa de salário em relação à taxa de desemprego. Como se sabe, o salário é uma variável observada individualmente, enquanto a taxa de desemprego é captada regionalmente. Segundo Card (1995), esta diferença de agregação das variáveis faz com que os graus de liberdade envolvidos na estimação da equação de salário sejam menores do que o número de observações salariais individuais, além de gerar um problema de autocorrelação positiva entre os resíduos dos indivíduos de uma mesma localidade, pois estes estariam sob a influência comum de outras variáveis não incluídas na especificação da equação.

Para evitar esse tipo de problema, Blanchflower e Oswald (1994b) utilizam o método *cell means*, em que são estimadas médias salariais para grupos de trabalhadores com características semelhantes em uma determinada localidade, de acordo com um nível de agregação compatível com a agregação da taxa de desemprego local. No entanto, este método implica na perda de características individuais conforme a variância dos salários destes grupos aumenta, o que influencia diretamente nos valores dos coeficientes de elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego.

Em razão disso, Card (1995) propõe um método alternativo chamado “painel em dois passos”. De acordo com este método, no primeiro passo estima-se a curva de salário expressa pela equação (3) sem a inclusão do logaritmo da

taxa de desemprego ($\ln U_{rt}$). Tem-se, então, a equação salarial (4), na qual são mantidos os controles de efeito fixos de tempo (f_t) e de estado (d_r). As *dummies* de tempo captam as diferenças dos salários para cada ano, enquanto as *dummies* de estado captam as diferenças salariais locais.

$$\ln W_{irt} = \beta X_{irt} + d_r + f_t + df_{rt} + e_{irt} \quad (4)$$

Observa-se que na equação (4) são adicionadas *dummies* de interação (df_{rt}) para captar os diferenciais salariais em relação ao ano e ao estado de referência nos quais os controles fixos são omitidos, pois os efeitos fixos de estado podem ser afetados de forma diferente pelos efeitos fixos de tempo. Os coeficientes das *dummies* de interação carregam as influências que não foram captadas pelas outras variáveis da regressão. Espera-se, desta forma, que grande parte da diferença dos salários captada por essas *dummies* possa ser explicada pela taxa de desemprego em uma segunda etapa.

Assim, no segundo passo, os diferenciais são regredidos como variável dependente em função das 208 taxas de desemprego (26 estados e oito anos), evitando-se os problemas de agregação assinalados por Card (1995). Novamente, acrescentam-se os controles fixos de tempo e região, conforme equação (5).

$$\ln W_{rt} = \alpha \ln U_{rt} + d_r + f_t + e_{rt} \quad (5)$$

O grau de flexibilidade do mercado de trabalho é expresso pelo coeficiente de elasticidade do salário em relação à taxa de desemprego. A expectativa é que α seja negativo, uma vez que menores salários estão relacionados a taxas de desemprego mais altas, conforme as teorias novo-keynesianas de salário-eficiência e de barganha.

3.1 Viés de seleção

As estimativas obtidas pelo método de Card (1995) levam em consideração as correções dos problemas econométricos da agregação pela média, apontados no método *cell means*. Entretanto, o problema de estimar a equação de salários para indivíduos é que não se observa o salário para toda a amostra, mas apenas para aqueles que trabalham, o que pode ocasionar viés de seleção (Heckman, 1979).

Uma das origens desse viés é que para algumas pessoas seria vantajoso trabalhar se o salário potencial recebido fosse maior que o salário reserva. Uma vez que o salário reserva não é captado pelo questionário da PNAD, a omissão desta variável pode tornar as estimativas da equação de salários viesadas. A correção adotada neste estudo é baseada em Heckman (1979) e semelhante à utilizada por Carvalho, Silva e Neri (2006).

O procedimento consiste em, primeiro, estimar uma equação de participação para obter a probabilidade do indivíduo trabalhar com base em algumas variáveis explicativas. O modelo utilizado é o *probit* com a incorporação do plano amostral para trabalhadores entre 18 e 65 anos. A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo tem rendimento (ocupado) e 0 caso contrário (desocupado). As variáveis explicativas usadas são escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e filho.

A partir dos coeficientes obtidos da equação de participação do modelo *probit*, calcula-se uma variável *lambda* chamada “razão inversa de Mills”, a qual descreve a probabilidade do indivíduo estar ocupado. Em seguida, esta variável é adicionada no primeiro passo da equação de salários do modelo painel em dois passos, equação (4), corrigindo possíveis efeitos do viés de seleção.

3.2 Heterocedasticidade

A introdução da razão inversa de Mills na equação de rendimentos tende a produzir estimadores ineficientes devido à ocorrência de heterocedasticidade no segundo passo do modelo, o que prejudica a inferência estatística dos resultados nas estimações por mínimos quadrados ordinários – em inglês *ordinary least squares* (OLS).

Para lidar com esse problema existem duas possibilidades. A primeira delas é utilizar uma correção da matriz de covariância no segundo passo da curva de salário por *bootstrap*. Essa correção faz parte da classe de métodos de Monte Carlo não paramétricos que estimam a distribuição da população por reamostragem, por meio da geração repetida de amostras aleatórias, a partir da distribuição empírica da amostra original (Efron, 1979). No caso deste trabalho são utilizadas mil réplicas. Esse método constitui uma alternativa eficiente para fornecer estimativas do erro-padrão dos coeficientes do modelo econométrico sem a necessidade de pressupostos sobre a distribuição do estimador.

A segunda alternativa é complementar e consiste em utilizar um modelo de mínimos quadrados generalizados – em inglês *generalized least squares* (GLS). Os modelos GLS são indicados para lidar com problemas de heterocedasticidade e autocorrelação. Enquanto o método OLS atribui pesos iguais a todas as observações, o método GLS atribui pesos menores nas observações com uma variância do erro maior.

Uma estratégia de execução do modelo GLS é aplicar um estimador de mínimos quadrados generalizados factíveis – em inglês *feasible generalized least squares* (FGLS), que consiste em duas etapas. Na primeira etapa o modelo é estimado por OLS, um estimador consistente, mas ineficiente. Então os resíduos deste modelo são usados, na segunda etapa, para construir um estimador consistente da matriz

de covariância dos erros. Essa estratégia é utilizada já que, na prática, a verdadeira matriz de covariância dos erros é desconhecida.⁵

3.3 Especificação: curva de salário ou curva de Phillips?

Além do viés de seleção e da incidência de heterocedasticidade, ainda existe outro problema a se considerar. Conforme apontado por Card e Hyslop (1996), não somente o nível de salário depende da taxa de desemprego, assim como a variação do salário também depende, pois o salário real cresce mais rápido em mercados de trabalho com baixo desemprego, e diminui mais rápido em mercados de trabalho com alto desemprego, descrevendo um ajustamento descrito por uma curva de Phillips em vez do lócus de equilíbrio, como descrito pela curva de salário.

Blanchflower e Oswald (2005), no artigo *The wage curve reloaded*, também reconhecem a necessidade de analisar com mais cuidado a natureza autorregressiva dos salários, dado que estes são “pegajosos”, sendo difícil distinguir os efeitos de curto e de longo prazo que interagem sobre eles. Assim, para os autores, a forma apropriada de identificar tais efeitos é utilizar um modelo com especificação híbrida entre as curvas de Phillips e de salário, como proposto por Blanchard e Katz (1999).

A equação (6) é uma forma de representar esse tipo de modelo híbrido. No caso do parâmetro de ajustamento λ ser igual a zero, esta equação representa uma curva-padrão de Phillips.

$$(W_t - W_{t-1}) = c + (p_t^e - p_{t-1}) - \lambda (W_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta U_t + e_t \quad (6)$$

onde c é a constante; W_t é o salário nominal; y é o logaritmo da produtividade; p é o nível de preços; λ é um parâmetro que capta a influência do salário real e da produtividade; e U_t é a taxa de desemprego.

Atribuindo um índice regional r , a equação anterior pode ser reescrita como a equação (7).

$$\Delta W_{r,t} = c_r + \Delta p_t^e - \lambda (W_{r,t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta U_{r,t} + e_{r,t} \quad (7)$$

Essa equação pode ser estimada com dados em painel. Basta, então, substituir todos os termos que não variam no tempo, mas são comuns em todos os mercados, por efeitos fixos de tempo.⁶ Para melhor compreensão, a equação (7) pode ser reescrita, substituindo $\Delta W_{r,t} = W_{r,t} - W_{r,t-1}$, da seguinte forma:

5. Uma limitação do método FGLS é que apesar de melhorar a precisão dos estimadores, este pode tornar as estimativas dos erros-padrão mais otimistas em amostras finitas (Freedman, 1981).

6. No Brasil, esse tipo de especificação pode ser encontrado na discussão proposta em Santolin e Antigo (2009).

$$W_{r,t} = c_r + (1 - \lambda) W_{r,t-1} - \beta U_{r,t} + d_t + e_{r,t} \quad (8)$$

onde $W_{r,t}$ é o *log* do salário nominal na região r e no tempo t ; $U_{r,t}$ é a taxa de desemprego na região r no tempo t ; e d_t são *dummies* de tempo.

Se $\lambda = 1$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 0, a especificação de uma curva-padrão de salário, proposta por Blanchflower e Oswald (1994a), seria suficiente. Entretanto, se $\lambda = 0$, isto é, a expressão $(1 - \lambda)$ for igual a 1, a conclusão é que a curva-padrão de Phillips poderia ser estimada sem problemas, pois a curva de salário não acrescentaria nenhuma informação relevante.

Diante da possibilidade empírica dos dois casos serem alcançados, a equação (8) é, portanto, um modelo híbrido entre a curva de Phillips e a curva de salário. No caso intermediário, onde $0 \leq \lambda \leq 1$, tem-se uma curva de salário dinâmica, em que o impacto de mudanças regionais passadas do desemprego tem efeitos superiores a um período e, então, a elasticidade de longo prazo do desemprego pode ser expressa por β/λ .

3.4 Endogeneidade entre salário e desemprego

O modelo econométrico especificado na equação (8) consiste em estimar a mudança no logaritmo nominal dos salários em cada região em função da taxa de desemprego e do salário nominal defasado, no qual o coeficiente autorregressivo captura a dinâmica dos salários. Contudo, isso não resolve outro problema importante, que é a endogeneidade entre salário e desemprego.

Conforme Blanchflower e Oswald (2005), qualquer economista poderia argumentar que ambas as variáveis são simultaneamente determinadas. Isso acontece porque a curva de salário estima o efeito de taxas de desemprego sobre os ganhos individuais, mas os níveis salariais também poderiam afetar a oferta e a demanda por trabalho e, portanto, o nível de desemprego. Assim, existem quatro problemas econométricos em estimar a equação (8).

- 1) Devido à possibilidade de haver causalidade em ambos os sentidos entre salário e desemprego, estes regressores podem estar correlacionados com o termo de erro, tornando $e_{r,t}$ endógeno.
- 2) Os efeitos fixos, isto é, as características dos estados ou indivíduos que não variam no tempo, podem estar correlacionados com as variáveis explicativas, estando camuflados dentro do termo de erro $e_{r,t}$.
- 3) A presença da variável dependente defasada $W_{r,t-1}$ gera autocorrelação, devido à heterogeneidade específica de cada região.
- 4) Os dados do painel possuem curta dimensão no tempo ($t =$ oito anos) e uma maior dimensão espacial ($r = 26$ estados).

Para resolver o primeiro problema poderia se utilizar o método “mínimos quadrados em dois estágios” – em inglês *two-stage least squares* (2SLS). Nesse caso seria necessário encontrar instrumentos exógenos e testar a fragilidade destes.⁷ A outra opção é estimar a curva de salário pelo método dos momentos generalizados – em inglês *generalized method of moments* (GMM) com base em Arellano e Bond (1991), usando níveis defasados da variável explicativa, tornando as variáveis endógenas predeterminadas e, com isso, não correlacionadas com $e_{r,t}$.

Para resolver o segundo problema, o GMM-AB utiliza a primeira diferença, removendo os efeitos fixos. Já o terceiro problema é resolvido com técnicas de variáveis instrumentais que incluem recursivamente os valores defasados das variáveis endógenas do modelo ($U_{r,t}$). Por fim, o GMM-AB é um procedimento-padrão utilizado para estimar painéis dinâmicos de curto período e amplo número de *cross sections*, que é o caso deste estudo, descrito no quarto problema.

Em razão disso, o último método de estimação da curva de salário que este artigo propõe é um painel dinâmico estimado por um GMM *twostep* em diferença, baseado em Arellano e Bond (1991). O modelo é especificado de acordo com a equação (9), conforme Santolin e Antigo (2009).

$$\Delta W_{rt} = \gamma \Delta W_{r,t-1} + \Delta \beta U_{r,t} + \Delta d_{0t} + \Delta e_{r,t} \quad (9)$$

Serão utilizados como variável independente os diferenciais salariais obtidos no primeiro passo do método de Card (1995) com correção de Heckman (1979). Já a variável explicativa é composta pelas 208 taxas de desemprego estaduais anuais.

A estimação do GMM-AB é realizada em duas etapas. Na primeira, assume-se que $e_{r,t}$ seja independente e homocedástico tanto entre as unidades r quanto entre os períodos t e, na segunda, as hipóteses de homocedasticidade e de independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos no primeiro passo são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

A presença de autocorrelação poderia tornar os instrumentos inválidos. Portanto, Arellano e Bond (1991) sugerem um teste de segunda ordem sobre os resíduos, sob a hipótese nula de ausência de autocorrelação. Além disso, para avaliar se os instrumentos são exógenos, utiliza-se o teste de Hansen para sobreidentificação, sob a hipótese nula de que os instrumentos são válidos. Dessa forma, pode-se avaliar a consistência do estimador GMM.

7. Conforme Nijkamp e Poot (2005), de dezessete estudos analisados sobre curva de salários entre 1990 e 2001, incluindo Blanchflower e Oswald (1990; 1994ab), menos de 10% utilizaram variáveis instrumentais para controlar a endogeneidade da taxa de desemprego.

Finalmente, com base na metodologia e nos objetivos propostos, serão estimadas equações de salário para o Brasil pelo método painel em dois passos de Card (1995) e também pelo painel dinâmico por GMM Arellano e Bond (1991). Já nas curvas de salário desagregadas por grupos socio-ocupacionais optou-se pelo método de Card (1995), devido à base de comparação com a maior parte da literatura nacional e também para evitar problemas de proliferação dos instrumentos, uma vez que este estudo não utiliza variáveis instrumentais específicas.

3.5 Segmentos socio-ocupacionais do mercado de trabalho

A segmentação das ocupações escolhida é a desenvolvida por Jannuzzi (2000), inspirada em estudos de estratificação social de grupos ocupacionais e baseada em indicadores de *status* socioeconômico e de precarização, construídos a partir dos censos demográficos de 1980 e 1991 e PNADs dos anos 1990. O foco dessa proposta é oferecer uma alternativa metodológica consistente de segmentação socioeconômica que garanta comparabilidade no tempo e no espaço.

Conforme Jannuzzi (2000), as mais de trezentas ocupações levantadas nas pesquisas do IBGE são distribuídas em cinco segmentos de acordo com a posição destes em uma escala socioeconômica construída a partir de dois indicadores ocupacionais de salário e de nível educacional: o índice socioeconômico posicional (ISEP) e o índice socioeconômico distancial (ISED).

O ISEP é construído inicialmente pelo cômputo das medianas de escolaridade e de rendimento do trabalho principal das pessoas ocupadas de 15 a 64 anos, que trabalham quarenta ou mais horas, com rendimentos válidos e escolaridade conhecida, para cada tipo de ocupação. Em seguida, são calculadas medidas de posição relativas das ocupações de acordo com a escolaridade mediana observada, com base na distribuição de frequências acumuladas das pessoas alocadas em cada posto de trabalho ordenadas segundo o nível de escolaridade. O mesmo procedimento é repetido usando como critério de ordenamento o rendimento mediano. O ISEP é calculado como média aritmética das duas medidas de posição relativas (Jannuzzi, 2003).

O ISED, por sua vez, corresponde ao escore fatorial obtido por meio da aplicação de análise de componentes principais sobre rendimento e escolaridade de cada ocupação. Os escores podem variar em um intervalo amplo, com valores positivos e negativos, mas por intermédio de manipulação matemática pode-se formatá-los em um intervalo entre 0 e 100. Dessa forma, esses índices permitem classificar ocupações com níveis salariais e educacionais próximos. Além disso, na distribuição das ocupações entre os cinco segmentos leva-se em consideração o grau de precarização de inserção no mercado de trabalho, que envolve risco ao desemprego, nível de rotatividade, grau de formalização da relação contratual e contribuição previdenciária.

O quadro 3 ilustra a escala socio-ocupacional com algumas ocupações típicas de cada estrato e sua medida de *status* socioeconômico computada para 1991, pelo ISEP e pelo ISED.

QUADRO 3

Algumas ocupações típicas dos estratos socio-ocupacionais

Estrato socio-ocupacional	Algumas ocupações típicas	ISEP média	ISEP desvio padrão	ISED média	ISED desvio padrão
Alto	Médico, engenheiro, professor universitário, gerentes.	95,7	3,9	34,0	11,0
Médio-alto	Técnicos de contabilidade e administração, mestre e contramestres na indústria, professores de ensino fundamental e médio, corretores de imóveis, inspetores de polícia.	85,2	7,1	20,0	4,0
Médio	Torneiro mecânico, montadores de equipamentos elétricos, vendedores, operadores de caixa, professores de ensino pré-escolar, motoristas, inspetores de alunos, auxiliares de enfermagem, auxiliares administrativos e de escritório.	67,2	7,5	12,0	3,0
Médio-baixo	Ocupações da indústria de alimentos, ocupações da indústria têxtil, pedreiros, pintores, garçons, vigias, porteiros, estivadores.	45,2	9,9	7,0	1,0
Baixo	Trabalhadores rurais na condição de empregados, além das ocupações urbanas de baixo <i>status</i> como serventes de pedreiro, lavadeiras, empregados domésticos e lixeiros.	14,8	7,5	3,0	1,0

Fonte: Adaptado de Jannuzzi (2000).

Obs.: Os detalhes da construção da escala socio-ocupacional estão em Jannuzzi (2000).

Na extremidade superior da escala, o segmento “alto” se refere às ocupações de maior *status*, isto é, aquelas com maior rendimento e escolaridade e menor grau de precarização. São inseridos neste segmento os indivíduos em postos de comando e de direção, com especialização técnica superior ou na condição de grandes proprietários. Já o segmento “médio-alto” compreende indivíduos com, relativamente, menos poder de comando ou qualificação, mas com níveis ainda elevados de salário e educação, entre os quais estão chefes e supervisores, empregados qualificados de escritório e técnicos de média especialização na indústria e serviços.

Em seguida, o segmento “médio” reúne grande parte das ocupações no comércio, nos serviços e nos postos qualificados na indústria, trazendo indicadores ocupacionais piores, como alta rotatividade e níveis medianos de salário, enquanto no segmento “médio-baixo”, o mais heterogêneo, abrangem-se os trabalhadores com menos qualificação no setor de serviços, na construção civil e na indústria tradicional. Neste segmento existe elevado risco ao desemprego, sendo que mais da metade não contribui para a Previdência, e ainda enfrentam o excesso de horas trabalhadas.

Por fim, no outro extremo da escala socioeconômica está o segmento “baixo”, que se refere às ocupações de menor *status* socioeconômico e maior grau de precarização, no qual estão reunidos os indivíduos empregados em atividades domésticas, trabalhadores rurais na condição de empregados e algumas ocupações urbanas sob as piores condições de trabalho.

Após essa segmentação e partindo do pressuposto de que a curva de salário pode ser utilizada para estimar o grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro, busca-se testar a sua significância para cinco segmentos e identificar quais são mais flexíveis. Para isso, o coeficiente de elasticidade do desemprego em relação ao salário é interpretado como um indicador do grau de flexibilidade salarial.

O interesse particular por uma classificação que divide os trabalhadores em diferentes segmentos socioeconômicos surge da necessidade de entender resultados, a princípio contraditórios, encontrados na literatura. Conforme Garcia (2002), trabalhadores com mais educação teriam salários menos flexíveis enquanto, de acordo com Barros e Mendonça (1997), trabalhadores com maiores salários teriam uma tendência de maior flexibilidade salarial.

A escolha da classificação de Jannuzzi (2000) se deve à baixa mobilidade de trabalhadores entre segmentos. Essa estabilidade permite a este estudo utilizar a mesma classificação, apenas transportando os códigos referentes a cada ocupação e seus respectivos segmentos para o uso nas PNADs de 2002 a 2009. Existe a possibilidade de que algumas ocupações tenham alterado seus indicadores socioeconômicos. Contudo, essas mudanças, inerentes ao sistema econômico e ao próprio mercado de trabalho, dificilmente têm o poder de afetar a estrutura geral da escala socio-ocupacional em períodos relativamente curtos.

3.6 Descrição dos dados

A fonte dos dados utilizada na estimação da curva de salário são as PNADs de 2002 a 2009. A pesquisa não acompanha o mesmo domicílio ao longo do período de análise, pois esta é uma amostra rotativa em que os domicílios entrevistados diferem anualmente. Diante dessa limitação, as estimações pelo método painel em dois passos neste estudo são feitas a partir de dados *cross-section* empilhados de 2002 a 2009.⁸

Compõem a amostra 626.460 indivíduos entre 18 e 65 anos, ocupados na semana de referência em 26 estados do país. Buscando maior homogeneidade, foram eliminados da amostra os residentes no Distrito Federal e mantidos os trabalhadores assalariados e conta-própria do setor privado, sendo que para os primeiros foram considerados a mão de obra com e sem carteira de trabalho, incluindo trabalhadores domésticos, com informações da ocupação principal.

Com base na classificação de área censitária estabelecida pela PNAD, ressalta-se que foram mantidos na amostra apenas trabalhadores residentes em áreas metropolitanas e municípios autorrepresentativos, o que garante sua representatividade

8. A principal limitação da utilização de dados *cross-section* empilhados está na impossibilidade de se construir trajetórias individuais ao longo da análise. Uma das consequências disso é a tendência de que os erros-padrão sejam maiores, aumentando a incidência de estatísticas de testes não significativas. Em artigo seminal, Deaton (1985) sugere um método alternativo que consiste na criação de pseudopainéis, por meio da utilização de cortes de pessoas ao longo do tempo na amostra para estimar modelos de efeitos fixos com dados *cross-section* empilhados.

estatística ao longo da análise. Além disso, por ser uma pesquisa com amostragem complexa em múltiplos estágios, é preciso declarar o plano amostral da PNAD antes de algumas estimações, o que garante estimativas mais eficientes.

A principal variável de interesse, o salário nominal mensal referente ao trabalho principal, é deflacionado anualmente de acordo com o índice nacional de preço ao consumidor (INPC), adaptado por Corseuil e Foguel (2002), com base em valores monetários de 2009. Depois, para a obtenção do salário-hora, divide-se o salário mensal pelas horas semanais trabalhadas, multiplicadas por 4,33. Com isso, a variável dependente é definida como o logaritmo do salário-hora real. Por sua vez, a variável explicativa é o logaritmo da taxa de desemprego desagregada para os 26 estados da Federação, obtida por meio da razão entre desocupados e a população economicamente ativa (PEA) de cada estado.

Nas especificações da curva de salário são utilizadas variáveis com as características individuais, as quais incluem *dummies* para sexo, cor (branco e não branco), qualificação⁹ (não qualificados, semiquualificados e qualificados), carteira assinada (formal e informal), setor de atividade (primário, secundário, terciário) e faixa etária (18 a 25 anos, 26 a 35 anos, 36 a 45 anos, 46 a 55 anos, mais de 55 anos).

TABELA 1

Estatística descritiva anual do salário e da taxa de desemprego para o Brasil (2002-2009)

Observações		Salário-hora real		Taxa de desemprego	
Ano	Frequência	Média	Desvio padrão	Média (%)	Desvio padrão (%)
2002	72.355	5,32	9,00	10,9	2,4
2003	72.253	5,10	16,92	11,8	2,4
2004	76.239	5,00	16,71	10,8	3,0
2005	79.842	5,28	11,65	11,0	2,6
2006	81.204	5,49	11,04	9,9	2,3
2007	80.878	5,89	12,40	9,8	2,7
2008	80.652	5,76	10,06	8,5	2,5
2009	83.037	5,98	15,14	9,4	2,4
Total	626.460				

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: A média do salário e o desvio padrão estão em reais, a preços de 2009, enquanto a média da taxa de desemprego é referente à média das taxas de desemprego dos 26 estados da Federação, exceto o Distrito Federal.

As características descritas, bem como os salários, podem variar consideravelmente conforme o segmento socioeconômico ao qual o indivíduo pertence. Dessa forma,

9. Tendo a educação como critério de qualificação, os indivíduos foram reagrupados entre “não qualificados” – sem instrução e com até três anos de estudo; “semiquualificados” – de quatro a quatorze anos de estudo; e “qualificados” – com quinze anos ou mais de estudo.

a tabela 2 traz a composição dos cinco segmentos socio-ocupacionais com base na classificação de Jannuzzi (2000) de acordo com algumas características individuais, além das médias dos salários e dos anos de estudo de cada segmento, conforme dados das PNADs de 2002 a 2009.

TABELA 2
Características descritivas e composição dos segmentos socioeconômicos (2002 e 2009)

Segmentos	Ano	Média salário real mensal (R\$)	Média anos de estudo	Mulher (%)	Homem (%)	Não branco (%)	Branco (%)	Informal (%)	Formal (%)
Alto	2002	3.245,7	13,1	40,9	59,1	23,2	76,9	35,5	64,5
	2009	3.007,8	13,6	46,1	53,9	29,5	70,5	32,9	67,1
Médio-alto	2002	1.377,3	11,0	45,5	54,5	36,8	63,2	38,0	62,1
	2009	1.346,6	11,8	48,3	51,7	44,1	55,9	32,8	67,3
Médio	2002	878,5	8,1	34,3	65,7	47,5	52,5	48,3	51,8
	2009	917,5	9,1	37,5	62,5	54,5	45,5	42,1	57,9
Médio-baixo	2002	561,0	6,0	36,0	64,0	57,9	42,1	60,7	39,3
	2009	641,3	7,1	36,8	63,2	63,2	36,8	54,2	45,8
Baixo	2002	390,3	4,8	79,2	20,8	61,7	38,4	72,8	27,2
	2009	470,4	5,7	78,7	21,3	66,8	33,2	70,8	29,2

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Obs.: O salário real é calculado a preços de 2009.

A tabela 2 revela que o trabalhador do segmento “alto” é, na grande maioria, homem, predominantemente branco e formal, justamente o oposto do segmento “baixo”, que é predominantemente composto por trabalhadores do sexo feminino, informais e, na grande maioria, não brancos. Apesar disso, de 2002 a 2009 percebe-se uma tendência de aumento de participação feminina no mercado de trabalho, inclusive no segmento com as ocupações de maior educação e salário. Existe ainda um fluxo considerável de trabalhadores não brancos que vêm ganhando espaço em todos os segmentos, devido à redução do desemprego e à inclusão de novos trabalhadores no mercado de trabalho, além da redução de diferentes formas de segmentação social.

Outro fator relevante é a queda da informalidade em todos os cinco segmentos, reflexo de uma tendência de reversão à grande entrada de trabalhadores no mercado de trabalho informal que ocorreu na década de 1990. Além disso, é perceptível uma expressiva disparidade entre os salários médios recebidos e a escolaridade média de cada segmento. Contudo, de 2002 a 2009 percebe-se uma tendência de elevação da renda nos segmentos inferiores (médio, médio-baixo e baixo). Por sua vez, a média dos anos de estudo apresentou uma tendência de alta para todos os grupos.

4 RESULTADOS

Inicialmente, a curva de salário estimada pelo método painel em dois passos de Card (1995) equivale a uma equação de salário convencional, na qual o logaritmo do salário-hora real é regredido contra variáveis explicativas com as características individuais. Mas conforme Heckman (1979), a equação de salários para indivíduos geralmente considera apenas as informações daqueles que estão trabalhando, o que pode ocasionar viés de seleção.

Dessa forma, antes da estimação da curva de salário é necessário estimar uma variável *lambda* que descreva a probabilidade de participação no mercado de trabalho segundo algumas características. Para sua obtenção, estima-se uma equação de participação por meio de um modelo *probit*, na qual a variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo está ocupado e 0 caso esteja desocupado ou inativo, em função de características como escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e filho. Os resultados do modelo *probit* são descritos na tabela 3.

Verifica-se, por meio do coeficiente de participação negativo daqueles que se declaram “filhos” no domicílio, uma relação natural de dependência que os tornam menos propensos a estar no mercado de trabalho. De forma contrária, para os chefes de família, a probabilidade de participação no mercado de trabalho é maior. Além disso, observa-se que quanto maior a experiência de trabalho, maior é a probabilidade do indivíduo participar do mercado de trabalho. O sinal negativo do termo quadrático da experiência indica que a probabilidade de participar no mercado de trabalho cresce a taxas decrescentes. Por sua vez, o efeito do termo linear da escolaridade indica que essa probabilidade diminui de acordo com os anos de estudo. No entanto, o termo quadrático indica que a probabilidade diminui a taxas crescentes.

TABELA 3

Equação de participação no mercado de trabalho brasileiro (2002-2009)

Estimadores	Coeficiente	Erro-padrão
Filho	-0,1035*	0,0208
Chefe	0,2405*	0,0103
Experiência	0,0429*	0,0019
Experiência ao quadrado	-0,0004*	0,0000
Anos de estudo	-0,0291*	0,0074
Anos de estudo ao quadrado	0,0050*	0,0005
Constante	0,3978*	0,0251
Número de observações	846.733	

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * $p < 0,01$.

** $p < 0,05$.

*** $p < 0,10$.

A partir dos coeficientes obtidos no modelo *probit* e do cálculo da variável *lambda*, esta é adicionada no primeiro passo da equação de salários. Dessa forma, na primeira etapa da estimação *log-linear* da curva de salário pelo método painel em dois passos de Card (1995) para toda a amostra de trabalhadores, o logaritmo do salário-hora real é utilizado como variável dependente em função de variáveis *dummies* que captam as características individuais, com a variável *lambda*, além de efeitos fixos de ano e estado, separados e interagidos. Os resultados estão sintetizados na tabela 4 e mostram, por exemplo, que no período analisado, em média, os homens recebem um salário 23,7% maior do que as mulheres, indivíduos brancos ganham 18,7% a mais do que os não brancos, e trabalhadores formais ganham 16,3% a mais do que os informais.¹⁰

TABELA 4
Curva de salário – primeiro passo (com correção do viés de seleção)

Estimadores	Coeficiente	Erro-padrão	Faixa etária	Coeficiente	Erro-padrão
Homem	0,2131*	0,0237	26 a 35 anos	-0,1029*	0,0180
Branco	0,1719*	0,0121	36 a 45 anos	-0,1509*	0,0257
Formal	0,1514*	0,0099	46 a 55 anos	-0,1489*	0,0238
Semiqualficado	0,3661*	0,0019	Acima de 55 anos	-0,1802*	0,0122
Qualificado	1,2606*	0,0321			
Setor secundário	0,3302*	0,0322			
Setor terciário	0,3232*	0,0195			
Outro setor	0,4434*	0,0278	Coeficiente de ajustamento R ²		0,3744
<i>Lambda</i>	3,8942*	0,0959	Teste F		-
Constante	-2,9866*	0,0929	Número de observações		626.460

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: A tabela omite os controles para efeitos fixos de ano e estado.

Já no segundo passo da estimação as taxas de desemprego estaduais são utilizadas em logaritmo como variáveis explicativas e, então, a curva de salário é dada pela regressão destas com os diferenciais salariais obtidos por meio das *dummies* interagidas no primeiro passo. Novamente são inseridos controles de efeitos fixos por meio das *dummies* de ano e estado. Os resultados estão na tabela 5, na qual são apresentadas as estimativas para três tipos de modelos. Nos dois primeiros é utilizado o método de Card (1995) com painel simples OLS e FGLS, conforme especificado na equação (5). O terceiro modelo é um painel dinâmico GMM-AB especificado na equação (9).

10. A diferença percentual do salário é dada pela seguinte expressão: $[\exp(\beta)-1] \times 100$, onde β representa os coeficientes das *dummies* utilizadas no modelo *log-linear*.

TABELA 5
Elasticidade da curva de salário para o Brasil – segundo passo (2002-2009)

Método	Painel simples (OLS)		Painel simples (FGLS)		Painel dinâmico (GMM-AB)	
	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Correção de Heckman						
Coefficiente da taxa de desemprego	-0,044 (0,035)	-0,041 (0,034)	-0,031** (0,014)	-0,029** (0,014)	-0,047*** (0,028)	-0,034 (0,029)
R ² ajustado	0,6626	0,6748	-	-	-	-
Teste de Wald	421,32	488,4	835,3	873,19	-	-
Teste F	-	-	-	-	260,81	386,02
Número de observações	208	208	208	208	156	156
Teste de Hansen: $\chi^2(14)$ (p-valor)	-	-	-	-	14,03 0,448	10,79 0,702
Teste AR(2): z (p-valor)	-	-	-	-	-1,01 0,312	-1,07 0,284
Número de instrumentos	-	-	-	-	22	22

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: 1. A tabela omite as constantes e os controles para efeitos fixos de tempo e região e, no modelo dinâmico, o coeficiente do salário defasado.

2. Entre parênteses, o desvio padrão. No modelo OLS, o desvio padrão é estimado por bootstrap (mil réplicas).

3. De acordo com os testes de Hansen e AR (2), não se pode rejeitar a validade dos instrumentos dos modelos GMM.

Conforme a tabela 5, o procedimento de correção de Heckman (1979) tem influência pequena sobre o grau de flexibilidade salarial e seu desvio padrão nas estimações em painel simples. Já as estimativas por OLS com correção da matriz de covariância por *bootstrap* se mostraram estatisticamente não significativas ao nível de 10%. Uma das potenciais causas deste resultado pode estar relacionada à eliminação de mais da metade da amostra da PNAD, composta por trabalhadores residentes em municípios não autorrepresentativos.

Por outro lado, as estimativas por FGLS se mostraram significativas a 5% e indicaram um grau de flexibilidade salarial ligeiramente inferior às estimativas por OLS. Os resultados do método FGLS devem ser analisados sob a ressalva de Freedman (1981) de que pode haver uma melhoria na precisão dos estimadores sob a penalidade de que as estimativas dos erros-padrão sejam mais otimistas.

Por sua vez, a utilização do painel dinâmico por GMM Arellano e Bond (1991) proporcionou estimativas próximas daquelas obtidas por painel simples, embora a estimação com correção de Heckman (1979) tenha sido estatisticamente não significativa. Apesar disso, todos os coeficientes demonstram consonância entre si e também com a teoria da curva de salário, isto é, apresentaram sinal negativo.

Em síntese, o coeficiente do logaritmo da taxa de desemprego variou em torno de -0,03 e -0,04, indicando que, em geral, um aumento de 10% na taxa de desemprego estaria acompanhado de uma redução média entre 0,3% e 0,4% no salário-hora real dos trabalhadores brasileiros no período 2002-2009. Este coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos para a década de 1980 e de 1990 de Garcia (2002) para quase todas as regiões (cerca de -0,1),¹¹ e Souza e Machado (2004) para as zonas urbanas (cerca de -0,2).¹²

Uma das explicações para um maior grau de flexibilidade salarial na década de 1980 e, principalmente, no início de 1990, identificada por Amadeo *et al.* (1994), foi a alta capacidade de absorção do setor informal, que estava em expansão. Para os autores, o crescimento acentuado da informalidade nesse período evitou a elevação da taxa de desemprego após fortes declínios no nível de atividade. Assim, a cada emprego perdido no setor formal era criado outro no setor informal, mas com salários mais baixos, o que refletiria maior flexibilidade salarial.

No final dos anos 1990 o emprego formal começa a retomar espaço e, além disso, outro fator pode ter contribuído para um menor grau de flexibilidade salarial. De acordo com Corseuil *et al.* (2002), a taxa de rotatividade do mercado de trabalho brasileiro se mostrou bastante elevada nesse período, apesar de heterogênea entre os setores, com base no Cadastro Central de Empresas (Cempre) do IBGE de 1996, 1997 e 1998.

E, posteriormente, conforme Chahad e Pozzo (2013), a taxa de rotatividade para o Brasil manteve a tendência de alta no período 2002-2011, com base em dados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Segundo os autores, a combinação entre a elevação do emprego formal e a alta rotatividade tornou-se a principal causa do expressivo crescimento dos benefícios de seguro-desemprego pagos aos trabalhadores nesse período.

Dessa forma, é provável que os choques recebidos pelo mercado de trabalho, em vez de serem absorvidos no salário, estejam sendo absorvidos por um alto grau de flexibilidade alocativa refletido nos altos índices de rotatividade. Nesse caso, a fragilidade das relações trabalhistas pode estar estimulando a capacidade dos trabalhadores de se realocarem intersetorialmente sem grandes custos para eles.

Contudo, não se pode dizer o mesmo sobre os custos sociais, pois entre 2002 e 2011 ocorreu um aumento de cerca de 136,8% dos gastos reais com benefícios

11. Garcia (2002) descarta da amostra os estados do Acre, Roraima, Amapá e Tocantins, obtendo um coeficiente de -0,09 para o período 1980-1989 e de -0,17 para 1992-1999.

12. Os estudos citados utilizam a mesma base de dados, a PNAD e o método de Card (1995), semelhante ao primeiro modelo painel simples (OLS) da tabela 5. Contudo, não apresentam discussão sobre vies de seleção e nem sobre a eliminação de municípios não autorrepresentativos da amostra.

pagos aos trabalhadores, em comparação ao crescimento do estoque de segurados, que foi de apenas 60,7% no mesmo período, levando-se em consideração que isso vem ocorrendo em um contexto de baixo desemprego no Brasil em comparação a outros países (Chahad e Pozzo, 2013).

4.1 Resultados por segmento socioeconômico

Outro objetivo central deste estudo é verificar se a teoria da curva de salário se aplica aos trabalhadores segmentados por segmento socioeconômico no mercado de trabalho e se aqueles com maior educação e salários são menos ou mais flexíveis. Para isso, foram estimadas curvas de salário pelo método painel em dois passos de Card (1995) para cada segmento, utilizando a mesma taxa anual de desemprego desagregada por estado.

No segundo passo do modelo, optou-se pela utilização de um painel simples por OLS e FGLS com correção de Heckman (1979), buscando-se manter alguma base de comparação metodológica com estudos anteriores para o Brasil. Assim, as equações salariais por segmento seguem o mesmo procedimento da estimação agregada.¹³ Os resultados das regressões do primeiro passo são omitidos de modo a destacar a visualização das estimativas do segundo passo, apresentadas na tabela 6.

TABELA 6
Elasticidade da curva de salário por segmento – segundo passo (2002- 2009)

Método	Painel simples (OLS)			Painel simples (FGLS)		
	Coefficiente da taxa de desemprego	R ² ajustado	Teste de Wald	Coefficiente da taxa de desemprego	Teste de Wald	Número de observações
Alto	-0,084 (0,073)	0,453	182,69	-0,096** (0,043)	387,53	208
Médio-alto	-0,040 (0,049)	0,513	240,66	-0,020 (0,025)	424,06	208
Médio	0,004 (0,029)	0,476	286,28	0,007 (0,015)	553,02	208
Médio-baixo	-0,073*** (0,040)	0,588	313,01	-0,048** (0,020)	526,57	208
Baixo	-0,048 (0,047)	0,575	403,6	-0,046** (0,023)	866,22	208

Fonte: Microdados das PNADs 2002-2009/IBGE.

Elaboração dos autores.

Notas: * p < 0,01.

** p < 0,05.

*** p < 0,10.

Obs.: 1. A tabela omite as constantes e os controles para efeitos fixos de tempo e região.

2. Entre parênteses, o desvio padrão. No modelo OLS, o desvio padrão é estimado por *bootstrap* (mil réplicas).

13. A única exceção é a retirada da *dummie* de qualificação para evitar problemas de endogeneidade.

De acordo com a teoria da curva de salário, o único segmento que não apresenta um resultado coerente é o “médio”, pois seu coeficiente de elasticidade é positivo e próximo de zero. Este segmento reúne grande parte das ocupações no comércio, serviços e postos qualificados na indústria, com altos índices de rotatividade. É justamente esta alta rotatividade um dos principais fatores que podem justificar o fato de que o ajuste sobre estes trabalhadores não esteja ocorrendo via salário.

Em termos estatísticos mais rigorosos, por sua vez, as estimativas por OLS mostram que o segmento “médio-baixo” é o único com significância garantida ao nível de 10%. Nele estão trabalhadores com baixa qualificação e que enfrentam o excesso de horas trabalhadas no setor de serviços, na construção civil e na indústria tradicional. A maior remuneração paga pelas horas extras e a volatilidade delas pode ajudar a explicar um elevado grau de flexibilidade neste segmento.

Em termos práticos, considerando que o foco são as previsões pontual e comparativa, observa-se tanto no modelo OLS como no FGLS que o segmento “alto” possui coeficientes superiores aos demais segmentos e ao Brasil como um todo. Este resultado vai de encontro àquele obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com altos salários são mais flexíveis.

A explicação, no caso deste artigo, pode estar relacionada ao fato de que os trabalhadores em ocupações de maior *status* socioeconômico são mais beneficiados em períodos de maior crescimento da economia em que prevalecem choques positivos que incentivam a empresa a recompensá-los como forma de valorização e manutenção de seu capital humano, dado a escassez deste tipo de trabalhador. Esta explicação, porém, é apenas um lado do problema, uma vez que, pelo mesmo motivo, a expectativa inicial era de que seus salários fossem mais rígidos aos impactos de choques negativos que elevam a taxa de desemprego. Provavelmente isso não se refletiu no coeficiente de flexibilidade devido ao bom desempenho econômico e à estabilidade observada no período 2002-2009.

Enquanto isso, os trabalhadores no segmento “médio-baixo” e “baixo”, com menor nível de educação e salário, demonstram um grau de flexibilidade salarial igual ou superior àqueles estimados para o Brasil. Como visto anteriormente, tanto na literatura de salário-eficiência, quanto na de barganha salarial, choques econômicos negativos que elevam o desemprego representam uma ameaça ao trabalhador, principalmente os com menos qualificação. Dessa forma, o resultado esperado a princípio era de uma maior sensibilidade dos salários destes trabalhadores diante de mudanças na taxa de desemprego. Contudo, no período analisado, tais trabalhadores também não foram submetidos a grandes recessões ou taxas de desemprego persistentemente elevadas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou examinar o grau de flexibilidade dos trabalhadores brasileiros sob uma dimensão salarial utilizando a metodologia da curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994a), com as correções sugeridas por Card (1995), aliado à segmentação socioeconômica do mercado de trabalho proposta por Jannuzzi (2000).

A curva de salário demonstrou que no segmento “alto”, que reúne as ocupações com os mais altos níveis educacionais e salariais, os coeficientes de flexibilidade são maiores em comparação aos outros segmentos. Este resultado está de acordo com aquele obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com maiores salários são mais flexíveis. Contudo, essa relação não parece ser unidirecional ou linear, uma vez que o segmento “médio-baixo”, com baixo nível educacional e salarial, apresentou níveis de flexibilidade superiores em relação aos níveis encontrados para o Brasil como um todo.

A questão relevante neste trabalho parece ser o cenário em que foram feitas as estimações econométricas. No caso deste estudo, no período 2002-2009 a taxa de desemprego foi relativamente baixa e estável em comparação aos períodos anteriores. Portanto, os trabalhadores com alta e baixa qualificação não foram submetidos às mesmas conjunturas econômicas desfavoráveis de décadas anteriores, o que pode ter refletido em salários, respectivamente, mais e menos flexíveis do que se poderia esperar *a priori*. Neste sentido, abre-se uma agenda de trabalho para verificar se tem ocorrido, de fato, no mercado de trabalho brasileiro uma distinção relevante entre a magnitude da rigidez dos salários a movimentos de baixa e a movimentos de alta, para determinados segmentos.

Outra contribuição deste estudo, no campo metodológico, foi a tentativa de estimar curvas de salários com correções para problemas de endogeneidade e de vies de seleção. Os resultados para o Brasil mostraram que as estimativas corrigidas não se distanciaram das estimativas pelo método convencional. Dessa forma, as estimações agregadas para o mercado de trabalho brasileiro resultaram em um coeficiente de elasticidade de aproximadamente -0,04, indicando que, em média, um aumento de 10% na taxa de desemprego estaria acompanhado de uma redução de 0,4% no salário-hora real no período 2002-2009.

Esse coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos anteriores para as décadas de 1980 e 1990. E, ainda, o grau de flexibilidade salarial também é menor em comparação aos resultados da literatura internacional sintetizados por Blanchflower e Oswald (2005).

Diante dos altos índices de rotatividade observados na última década e considerando que a taxa de desemprego geral da economia não apresentou grandes flutuações, ocorre que, em vez de permanecer um tempo maior no desemprego, o trabalhador brasileiro tem encontrado mais facilmente outro emprego sem grandes perdas reais

no seu salário. Sendo assim, o mercado de trabalho brasileiro revela um maior grau de flexibilidade alocativa e um menor grau de flexibilidade salarial.

As consequências, em um contexto de baixo desemprego e aumento do grau de formalização das relações trabalhistas, podem ser observadas no crescimento elevado dos gastos reais com benefícios de seguro-desemprego pagos aos trabalhadores em comparação ao crescimento do estoque de segurados no mesmo período.

Por fim, com base no que foi exposto até aqui, acredita-se que seja fundamental em outra agenda futura de trabalho identificar quais são os fatores que induzem uma maior ou uma menor capacidade de ajuste dos diferentes segmentos do mercado de trabalho diante de choques econômicos, levando-se em consideração outras dimensões de flexibilidade, como a alocativa e a da jornada de trabalho.

O ajuste sobre a jornada de trabalho, por exemplo, foi alterado pela a Lei nº 9.601, de janeiro de 1998, que criou o “banco de horas”, o qual permite a compensação de horas trabalhadas em um período maior que uma semana. Antes da lei, qualquer hora trabalhada além da jornada estabelecida na negociação, ou na lei de 44 horas semanais, seria paga como hora extra (Zylberstajn, 2003).

Na teoria, o banco de horas deveria tornar o ajuste sobre a jornada de trabalho mais flexível. Contudo, o estudo dessa e de outras mudanças no mercado de trabalho, em conjunto com a análise de seus efeitos sobre o grau de flexibilidade salarial, precisa vir acompanhado de uma nova análise empírica.

ABSTRACT

This paper aims to examine the degree of wage flexibility in the Brazilian labor market using data from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) for the period 2002 to 2009. The method used is the econometric model known as the Wage Curve, developed by Blanchflower and Oswald (1994a) and refined by Card (1995). For an indicator of flexibility disaggregated, it tests the significance of the wage curve for different segments of the labor market. The results show that this method is able to provide aggregated and disaggregated indicators of wage flexibility for different segments in the Brazilian labor market.

Keywords: wage flexibility; wage curve; segmentation.

REFERÊNCIAS

- AMADEO, E. *et al.* **A natureza e o funcionamento do mercado de trabalho brasileiro.** Rio de Janeiro: Ipea, 1994. (Texto para Discussão, n. 353).
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 452).

BLANCHARD, O.; KATZ, L. Wage dynamics: reconciling theory and evidence. **American Economic Review**, n. 89, p. 69-74, 1999.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. The wage curve. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 92, n. 2, p. 215-235, 1990.

_____. **The wage curve**. Cambridge: MIT Press, 1994a.

_____. Estimating a wage curve for Britain, 1973-1990. **Economic Journal**, n. 104, p. 1025-1043, 1994b.

_____. An introduction to the wage curve. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 153-167, 1995.

_____. **The wage curve reloaded**. Cambridge: NBER, 2005. (Working Paper, n. 11338).

CARD, D. The wage curve: a review. **Journal of Economic Literature**, n. 33, p. 785-799, 1995.

CARD, D.; HYSLOP, D. **Does inflation “grease the wheels of the labor market”?** Cambridge: NBER, 1996. (Working Paper, n. 5538).

CARVALHO, A. E.; SILVA, D.; NERI, M. **Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 2006. (Working Paper, n. 638).

CHAHAD, J.; POZZO, R. **Mercado de trabalho no Brasil na primeira década do século XXI: evolução, mudanças e perspectivas – desemprego, salários e produtividade do trabalho**. São Paulo: Fipe, 2013. (Boletim de Economia).

CORSEUIL, C. *et al.* **Criação, destruição e realocação de emprego no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 855).

CORSEUIL, C.; Foguel, M. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 897).

DEATON, A. Panel data from time series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, v. 30, n. 1-2, p. 109-127, 1985.

EFRON, B. Bootstrap methods: another look at the Jackknife. **The Annals of Statistics**, v. 7, n. 1, p. 1-26, 1979.

FREEDMAN, D. A. Bootstrapping regression models. **The Annals of Statistics**, v. 9, n. 6, p. 1218-1228, 1981.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

GARCIA, L. **A curva de salário para o Brasil**: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999. 2002. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, 2002.

HARRIS, J.; TODARO, M. Migration, unemployment and development: a two sector-analysis. **American Economic Review**, n. 60, p.126-142, 1970.

HECKMAN, J. Sample selections bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

JANNUZZI, P. *Status* socioeconômico das ocupações brasileiras: índices aproximativos para 1980, 1991 e anos 90. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 16, n. 216, p. 47-74, 2000.

_____. Estratificação socio-ocupacional para estudos de mercado e pesquisa social no Brasil. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 3-4, p. 247-254, 2003.

MODIGLIANI, F. Liquidity preference and the theory of interest and the money. **Econometrica**, n. 12, 1944.

NIJKAMP, P.; POOT, J. The last word on the wage curve? A meta-analytic assessment. **Journal of Economic Surveys**, 2005.

PHILLIPS, A. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, n. 25, p. 283-299, 1958.

SAMUELSON, P.; SOLOW, R. Analytical aspects of anti-inflation policy. **American Economic Review**, v. 50, n. 2, p. 177-194, 1960.

SANTOLIN, R.; ANTIGO, M. **Curvas de salários dinâmicas**: um estudo dos determinantes da histerese do desemprego no Brasil. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2009. (Texto para Discussão, n. 368).

SHAPIRO, C.; STIGLITZ, J. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **American Economic Review**, v. 74, n. 3, p. 433-444, 1984.

SOUZA, A.; MACHADO, I. Curva de rendimentos: uma análise no mercado de trabalho urbano e rural no Brasil (1981/1999). **Revista Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 1, p. 35-54, 2004.

ZYLBERSTAJN, H. **Banco de horas**: da justificativa teórica à utilização prática no Brasil. São Paulo: Fipe, 2003.

(Originais submetidos em maio de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014.
Aprovada em janeiro de 2015.)

